

Oldenburger, Hartmut-A.

Lehrerkognitionen über Schülereigenschaften - Theoretische und methodologische Perspektiven

Unterrichtswissenschaft 15 (1987) 3, S. 261-273



Quellenangabe/ Reference:

Oldenburger, Hartmut-A.: Lehrerkognitionen über Schülereigenschaften - Theoretische und methodologische Perspektiven - In: Unterrichtswissenschaft 15 (1987) 3, S. 261-273 - URN: urn:nbn:de:0111-pedocs-54520 - DOI: 10.25656/01:5452

<https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0111-pedocs-54520>

<https://doi.org/10.25656/01:5452>

in Kooperation mit / in cooperation with:

BELTZ JUVENTA

<http://www.juventa.de>

Nutzungsbedingungen

Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Die Nutzung stellt keine Übertragung des Eigentumsrechts an diesem Dokument dar und gilt vorbehaltlich der folgenden Einschränkungen: Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen. Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use

We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. Use of this document does not include any transfer of property rights and it is conditional to the following limitations: All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Kontakt / Contact:

peDOCS
DIPF | Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformation
Informationszentrum (IZ) Bildung
E-Mail: pedocs@dipf.de
Internet: www.pedocs.de

Digitalisiert

Mitglied der


Leibniz-Gemeinschaft

Unterrichts- Wissenschaft

Lernen in Schule,
Beruf und Freizeit

Heft 3 – 1987

Mitteilung an unsere Leser und Autoren 258

Thema: Denkprozesse von Lehrern

Verantwortlicher Herausgeber für den Thementeil:
Prof. Dr. Manfred Hofer

Manfred Hofer: Einführung 259

Hartmut-A. Oldenburger: Lehrerkognitionen über Schülereigenschaften – Theoretische und methodologische Perspektiven 261

Bernhard Kraak: Was Lehrerinnen und Lehrer denken und tun, erklärt mit der Handlungs-Entscheidungs-Theorie 274

Manfred Hofer, Bernd Köpke: Die Kategorisierung von Schülern durch Lehrer: eine Methodenstudie 285

David C. Berliner: Der Experte im Lehrerberuf: Forschungsstrategien und Ergebnisse 295

Hanns-Dietrich Dann, Kurt-Christian Tennstädt, Winfried Humpert, Frank Krause: Subjektive Theorien und erfolgreiches Handeln von Lehrern/-innen bei Unterrichtskonflikten 306

Gerhard Kaminski: Einige Reflexionen über Forscher-Reflexionen über Lehrer-Reflexionen. Eine Buchbesprechung 321

Allgemeiner Teil

Karl H. Reich: Religiöse und naturwissenschaftliche Weltbilder: Entwicklung einer komplementären Betrachtungsweise in der Adoleszenz 332

Buchbesprechungen 344

Die Themen der nächsten Hefte:

4/1987 Schreiben als Forschungsgegenstand (hrsg. von G. Eigler)

1/1988 Interkulturelles Lernen (hrsg. von H.-J. Krumm)

2/1988 Lernorte und Lernprozesse in der beruflichen Bildung (hrsg. von F. Achtenhagen)

3/1988 Medien und Anschauung (hrsg. von P. Strittmatter)

Lehrerkognitionen über Schülereigenschaften – Theoretische und methodologische Perspektiven

Nach einer differentiellen theoretischen Charakterisierung der Begriffe ‚implizite‘ und ‚subjektive Theorie‘ werden die Probleme der Konsistenzbeurteilung der individuellen Erfassung und Rekonstruktion impliziter Theorien und der Untersuchung ihrer Strukturen im Entstehungs- und Wirkungszusammenhang betrachtet. Dazu werden gegenstands- und fragestellungsbezogen zwei methodische Vorgehensweisen entwickelt, die auf neuere statistische Paradigmata (Bootstrap, quadratisches Assignieren) zurückgreifen. Die zentralen Ergebnisse des Einsatzes dieser Verfahren an einem konkreten Datensatz stützen die Auffassung, daß solche Erweiterungen der Forschungsmethodologie für die Untersuchung individueller kognitiver Strukturen positive Perspektiven eröffnen.

Teachers' Cognitions on Pupils' Attributes – Theoretical and Methodological Perspectives

After establishing the concepts ‚implicit‘ and ‚subjective theories‘ in theoretical terms, this paper focusses on two main problems: (a) the evaluation of internal structural consistency of individually collected judgments which are used to represent the structure of teachers' implicit theories, and (b) the investigation of cognitive structures in relation to person- and context-variables. To resolve these problems two methodological strategies are developed which rely on rather recent statistical paradigms (bootstrap, quadratic assignment). The central results of their application on empirical data confirm positive perspectives for research concerned with individual cognitive structures of teachers on pupils and their attributes.

Die Theoriebildung und die empirische Forschung zur Entwicklung, Struktur und Wirkung impliziter und subjektiver Theorien von Lehrern über die Persönlichkeit ihrer Schüler und deren Eigenschaften steht aus meiner Sicht zur Zeit einer bedeutsamen Herausforderung gegenüber, denn es gilt, zwei Theorienkomplexe zu integrieren und auf den Gegenstand ‚Lehrerkognitionen über Schülereigenschaften‘ zu beziehen. Dies sind einerseits das handlungstheoretisch geprägte Modell des reflexiven bzw. epistemologischen Subjekts (Groeben/Scheele 1977; Groeben 1986), das subjektiven Theorien orientierungsstiftende und handlungsleitende Funktionen zuschreibt (zu Lehrerkognitionen siehe Mandl/Huber 1983), und andererseits verschiedene kognitive Informationsverarbeitungstheorien zur sozialen Urteilsbildung (Beckmann/Mattenklott 1985, Hamilton 1985; Upmeyer 1985); letztere behandeln z.B. folgende Gegenstandsbereiche: erster Eindruck, Integration von Eindrücken bzw. Informationen, Gedächtnis- und Urteilsprozesse im Situationskontext, Einstellungen, kausale Attributionen, Erwartungen (zu Lehrerkognitionen siehe Hofer 1981; 1986 a, S. 69 ff.). Die Notwendigkeit der theoretischen Integration ergibt sich aus mehreren Gründen bzw. Perspektiven (siehe auch Oldenburger 1986 a). Von diesen sollen hier nur zwei angesprochen werden: Es gilt, die Sicht des Menschen als bewußtseins- und erlebensfähiges Subjekt und als Akteur auch für den Gegenstand ‚Lehrerkognitionen über Schülereigenschaften‘ grundlegend wirksam werden zu lassen. Und es geht darum, den Blickwinkel der Forschung von

der bisherigen, hauptsächlich nur strukturellen Analyse, z.B. der impliziten Persönlichkeitstheorie von Lehrern über Schüler, verstärkt auf die systematische Untersuchung ihres Entstehungs- und Wirkungszusammenhangs zu lenken.

Vornehmlich zur zuletzt angesprochenen Zielsetzung soll die vorliegende Arbeit einen methodologischen und empirischen Beitrag leisten. Zunächst sind einige klärende Erläuterungen zu den hier thematisierten zentralen Begriffen zu geben.

Vereinfachend kann man für beide theoretischen Konzeptionen sagen, daß implizite und subjektive Theorien gleichermaßen als spezielle *kognitive Strukturen* aufgefaßt und charakterisiert werden können, d.h. als individuelle innerpsychische Repräsentationen von Objekten der Anschauung, der Vorstellung und des Denkens. Als innere Modelle umfassen sie Perzepte, Konzepte und Merkmale (Attribute) und ihre gewichteten Beziehungen untereinander (vgl. Oldenbürger 1981b, S. 16ff.). Unter dynamischem und funktionalem Aspekt sind Lehrerkognitionen über Schülereigenschaften aktive, offene, in wechselseitiger Bedingtheit mit der physikalischen und sozialen Umwelt situations- und zielbezogen aktualisierte, sich aufbauende und ändernde Abbild-Systeme. Diese inneren Modelle erfahren also hinsichtlich ihrer inhaltlichen Ausbildung und ihrer strukturellen Gestaltung perspektivische Verkürzungen. Ferner sind Lehrerkognitionen zu Schülereigenschaften als implizite oder subjektive Theorien gegenüber momentanen Einzelkognitionen, wie z.B. aktuellen Wahrnehmungserlebnissen oder Gedanken, relativ überdauernde mentale Strukturen zu personalen Dispositionsprädikaten (zum Begriff siehe Herrmann 1973).

Die Unterschiede zwischen subjektiven und impliziten Theorien lassen sich am griffigsten im Zusammenhang mit Erhebungsmethoden charakterisieren; denn diese haben in der empirischen Forschung gegenstandskonstituierende Funktion und müssen dementsprechend mit der jeweiligen Fassung des theoretischen Begriffs in Einklang stehen (Gigerenzer 1981; Oldenbürger 1981b; Hofer 1986b, S. 73f.).

Subjektive Theorien sind von der Begriffsbestimmung her zumindest partiell intentional und bewußt verfügbar. Daher wird angenommen, daß diese Strukturen durch Netzbildungs- oder Lege-Techniken, durch – oder in Kombination mit – Verbalisationsmethoden ‚erhoben‘ werden können (Oldenbürger 1981a; Scheele/Groeben 1984). *Urteilsgegenstand* für das befragte Subjekt sind dabei *Beziehungen zwischen Konzepten* hinsichtlich inhaltlich bezeichneter Relationen. – Insofern gehören die im Kontext der früheren Forschung zu impliziten Persönlichkeitstheorien durchgeführten Erhebungen mittels Paarvergleich von Dispositionsprädikaten nach Ähnlichkeit eigentlich hierher.

Implizite Theorien sind demgegenüber innerpsychische Annahmegefüge bzw. Inferenzen, die Urteilen, also z.B. Zuschreibungen von Eigenschaften zu Personen, Situationen etc., *unterliegen*. Darauf zielt auch die klassische, zentrale Bedeutung des Begriffs (Asch 1946). Sie werden also theoretisch als weniger bewußtseinsverfügbar angesetzt. *Urteilsgegenstand*, z.B. des befragten Lehrers, sind hier einzelne *Schüler* (Instanzen), denen Ausprägungen einzelner Eigenschaften zugewiesen werden. Das *Beziehungsgefüge* der Eigenschaften wird aus diesen Daten *vom For-*

scher nachträglich erstellt. Dazu dient die Auszählung des gemeinsamen Auftretens von Prädikaten (Bender 1984) oder – nahezu ausschließlich – die Berechnung von Korrelationsmatrizen, welche die ‚strukturelle Nähe‘ von Eigenschaften im Beziehungsgefüge der impliziten Theorie widerspiegeln sollen.

Es ist wichtig, hervorzuheben, daß implizite und subjektive Theorien, von der theoretischen Fassung der Begriffe her, nur *dem Individuum gegebene* kognitive Strukturen sein können. Ein Sachverhalt, der in der Erhebung und Auswertung von Untersuchungen seine Entsprechungen finden muß: Es sind individuumbezogene strukturelle Daten zu betrachten. In der überwiegenden Zahl von Studien werden demgegenüber aber gerade ‚implizite Theorien‘ durch Strukturrekonstruktion mittels Analyse *interindividueller* Kovariation von Eigenschaftseinschätzungen oder anderer Formen von Urteilen vorgenommen. Diese Arbeiten *konstituieren dann auch durch ihre Auswertungsmethodik einen anderen Gegenstand*, der allerdings von dem hier zentral angesprochenen nicht als unabhängig anzusehen ist. Denn durch die Analyse der *zwischen Individuen* auftretenden Urteilsunterschiede beschreiben sie in verwickelter Weise (a) die Zusammensetzung der jeweils untersuchten Probandengruppe und/oder (b) sie arbeiten mittels der Kovariationen der Urteile die u. U. gruppenspezifische, *globale* semantische Organisation der gemeinsamen Bedeutungskomponenten der Konzepte bzw. Items heraus (z.B. Osgoods EVP-Dimensionen; vgl. ergänzend Gara/Rosenberg 1981; Cadwell/Jenkins 1985). Da diese Arbeiten also den semantischen ‚common ground‘ beschreiben, ist erklärlich, daß (a) ihre Ergebnisse sehr plausibel sind, (b) sie sich zwischen und innerhalb auch verschiedener Untersuchungsgruppen als ziemlich replikationsstabil erweisen und (c) große Ähnlichkeiten zwischen gemittelten individuellen Urteilsstrukturen und interindividuellen Kovariationen feststellbar sind.

Subjektive und implizite Theorien sollten nach der hier vertretenen Begriffsfassung als *Strukturen* also *zunächst* immer individuumbezogen erhoben und analysiert werden (Bender 1984; Hofer 1986a; Oldenburger 1986a/b; Schmidt/van Buer/Reising 1986). Für die Rekonstruktion impliziter Theorien z.B. aus Ratings oder Repertory-Grids ist also eine Analyse der *intraindividuellen* Kovariation der Einschätzungen notwendig. Erst *danach* kann eine Untersuchung der Gemeinsamkeiten und Unterschiede der Strukturdaten und eine eventuelle, dann aber explizit begründete Aggregation erfolgen.

Die mangelnde Differenzierung im Gegenstandsbereich ‚implizite Persönlichkeitstheorie von Lehrern über Schüler‘, die sich in der häufigen Verwechslung der Varianzquellen niederschlägt, läßt sich zu einem gewissen Teil auch auf die Unzulänglichkeiten der nahezu ausschließlich verfügbaren, traditionellen *Variablenstatistik* zurückführen (vgl. Oesterreich/Volpert 1983). Systemische und strukturbezogene Verfahren der Exploration, Modellanpassung und der statistischen Prüfung von Hypothesen wurden bislang vernachlässigt. Nach der hier gegebenen Charakterisierung impliziter und subjektiver Theorien als individuelle kognitive Strukturen ist die Entwicklung und Adaptation neuer Methoden aber erforderlich, um gegenstandsangemessene Modelle aufstellen zu können. Aufgabe dieser Arbeit ist es deshalb, im folgenden zwei fundamentale statistische Paradigmata, die für indivi-

duumbezogene und weitergehende strukturelle Analysen des Gegenstandsbereichs besonders wichtig sind, exemplarisch darzulegen und fragestellungsbezogen auf empirisches Material anzuwenden. Dabei wird die Betrachtung hier auf den Aspekt der Prüfung zentriert. Die Entwicklung und der Einsatz exploratorischer Vorgehensweisen bleibt weiteren Arbeiten vorbehalten.

Prüfung der inneren Konsistenz/Stabilität der Erhebung impliziter Theorien

Um dieses allgemeine Problem anschaulich zu charakterisieren, wird hier zunächst ein Datensatz beschrieben, auf den in dieser Arbeit ausschließlich zurückgegriffen wird. Es handelt sich um das umfassende Datenmaterial von *Tscherner* (1974), das schon verschiedentlich analysiert wurde (u.a. *Tscherner/Masendorf* 1974; *Hofer* 1981b; *Oldenbürger* 1986b)¹ und unter weiteren Perspektiven zu analysieren sein wird.

36 Lehrer beurteilten jeweils alle Schüler der von ihnen betreuten Klassen nach den 25 von *Hofer* als relevant erarbeiteten bipolaren Dispositionsprädikaten (unipolar benannt: z.B. aufmerksam, offen, sprachlich begabt, folgsam, sensibel, beliebt, ..., intelligent, ..., hilfsbereit, ..., interessant, ..., mutig, ..., einfallsreich, ..., höflich). Insgesamt 810 Schüler wurden so von je einem Lehrer beurteilt. Es handelte sich um 21 männliche und 15 weibliche Lehrer; 9 waren zwischen 20 und 30 Jahren, 15 zwischen 31 und 40 Jahren alt; 15 unterrichteten an einer Sonderschule, 9 an einer Hauptschule und 12 an einer Realschule; die durchschnittliche Anzahl der von jedem Lehrer beurteilten Schüler war 22,5, für die Lehrer der Sonderschulen zeigten sich geringere Schülerzahlen ($\bar{X} = 15,2$); hauptsächlich unterrichteten die Lehrer die Fächer Deutsch ($N = 22$) und Mathematik ($N = 17$), daneben aber auch Biologie, Physik, Englisch, Geschichte und Erdkunde. Als wichtige Person- und Kontextvariablen sind für jeden Lehrer bekannt: Geschlecht, Alter, Dienstjahre, Schultyp, Jahrgangsstufe, Klassengröße, Fächer.

Im Problem der Beurteilung der inneren Konsistenz der intraindividuellen Kovariationsstruktur eines Lehrers bei der Einschätzung der Schüler einer Klasse vermischen sich mehrere, nicht trennbare inhaltliche und statistische Teilprobleme: Verwendet der Lehrer während des Urteilsprozesses überhaupt ein konsistentes bzw. homogenes Beurteilungssystem für alle Schüler der Klasse? Kennzeichnet die untersuchte Kovariationsstruktur der Eigenschaftszuschreibungen eher den Lehrer oder die gerade angetroffene Zusammensetzung der Klasse? Gibt es in der Klasse eventuell 'auffällige' Einzelschüler oder Gruppen, die die Kovariationsstruktur der Beurteilungen prägen? Kann bei einer durchschnittlichen Klassengröße von ca. 22 Schülern ein Kovariationssystem von 25 Variablen überhaupt statistisch stabil erfaßt werden, zumal man z.B. aus der regressions- und faktoranalytischen Literatur weiß, daß diese Datensituation für Modellanpassungen völlig unzureichend ist? Sicherlich kann auch ein relativ komplexer Überprüfungsansatz diese und andere Fragen nicht simultan beantworten. Hier soll es aber darum gehen, überhaupt erst einmal ein methodisches Mittel exemplarisch einzuführen, das wesentliche Aspekte

der oben gestellten Fragen angeht. Zunächst ist darauf hinzuweisen, daß es zur Prüfung der Konsistenz als einer Variante der Reliabilität hier natürlich nicht hinreichend wäre, etwa nur statistisch zu prüfen, ob die Korrelationsmatrix der Ratings pro Lehrer insgesamt Eintragungen aufweist, die hinreichend von Null verschieden sind. Es geht ja nicht darum, lediglich zu ermitteln, daß Beziehungen zwischen Eigenschaftszuschreibungen von Lehrern ‚überzufällig‘ stark sind; vielmehr benötigt man die Angabe eines *normierten Maßes*, welches die Beurteilung der Stabilität des Beziehungsgefüges erlaubt. Rein methodisch gesehen sollte dieses hoch (nahe 1) ausfallen, um von einer konsistenten ‚Erfassung‘ der individuellen impliziten Theorie ausgehen zu können.

In der einzigen mir bekannten Untersuchung, die dieses Problem aufnimmt, gehen *Schmidt/van Buer/Reising* (1986) wie folgt vor: „Jeder lehrerindividuelle Datensatz wurde ... gesplittet ... Für die beiden ... erzeugten Teildatensätze wurde jeweils eine Korrelationsmatrix erzeugt; beide Matrizen wurden dann mit Hilfe der kophenetischen Korrelation auf strukturelle Ähnlichkeit geprüft. Die Koeffizienten lagen für alle Lehrer zwischen $r_{cc} = .83$ und $r_{cc} = .91$.“ (S. 671).

Über die konstruktive Kritik dieses Vorgehens soll der hier einzuführende umfassendere Ansatz im folgenden dargestellt werden.

Methoden der Prüfung struktureller innerer Konsistenz bestehen hier aus zwei Komponenten: (a) einem Modus bzw. Algorithmus der Datenaufteilung oder -generierung und (b) einem kophenetischen Assoziationsmaß zur Beurteilung der strukturellen Übereinstimmung zweier Proximitätsmatrizen (z.B. Korrelations-, Kovarianz-, Distanz-, Ähnlichkeitsmatrizen).

Schmidt/van Buer/Reising halbieren pro Lehrer den Datensatz hinsichtlich der beurteilten Schüler und berechnen die kophenetische Korrelation zwischen den beiden zugehörigen Korrelationsmatrizen der Ratings (ohne Einbezug der Hauptdiagonalen). Solche kophenetischen Maße, die ursprünglich aus der numerischen Taxonomie der Biologie stammen, erfahren inzwischen wachsende Verbreitung (*Hubert/Baker* 1977; *Oldenbürger* 1981 a/b; *Bien* 1986). Sie scheinen sich zu Standards der strukturbezogenen Statistik zu entwickeln und können für die Untersuchung subjektiver und impliziter Theorien in vielfacher Weise eine zentrale Rolle spielen. Bei ihrer Verwendung aber sind Überlegungen dazu anzustellen, ob die spezielle Art des gewählten kophenetischen Assoziationsmaßes jeweils *meßtheoretisch sinnvoll* ist. So haben *Leutner* und *Borg* (1983) das Vorgehen von *Poor* und *Wherry* (1976) einer herben Kritik unterzogen. Diese Autoren hatten Distanzmatrizen mittels Korrelationskoeffizienten auf strukturelle Ähnlichkeit beurteilt. Ein Widerspruch ergibt sich nun daraus, daß die verhältnisskalierten Distanzen einen ‚natürlichen Nullpunkt‘ besitzen; Korrelationskoeffizienten aber bleiben bei linearen, also additiven und multiplikativen Transformationen der Daten invariant:

$$(1) \text{Korr}(X, Y) = \text{Korr}(a + bX, c + dY) \text{ mit } b, d \diamond 0.$$

Leutner und *Borg* (1983, 1985) schlagen deshalb für den strukturellen Vergleich von Distanzmatrizen die Verwendung kophenetischer Kongruenzkoeffizienten vor: $\text{Kong}(X, Y) = \Sigma XY / ((\Sigma X)(\Sigma Y))^{1/2}$.

Diese bleiben nur bei multiplikativen Transformationen der Daten gleich. Für die Beurteilung von Korrelationsmatrizen auf kophenetische Ähnlichkeit aber verschärft sich die Situation noch, denn Korrelationen haben nicht nur einen ‚natürlichen Nullpunkt‘, sie sind auch hinsichtlich ihrer Grenzen normiert. Für den Strukturvergleich von Korrelationsmatrizen ist deshalb ein Übereinstimmungsmaß erforderlich, das weder additive noch multiplikative Transformationen der Daten zuläßt bzw. gegenüber solchen Transformationen nicht invariant bleibt. Ein solches Assoziationsmaß wird von *Zegers und Ten Berge* (1985) angegeben: $\text{Iden}(X, Y) = 2(\Sigma XY)/(\Sigma X^2 + \Sigma Y^2)$ und als Identitätskoeffizient bezeichnet. In ihrer grundlegenden Arbeit weisen die Autoren darauf hin, daß *alle drei* hier genannten Koeffizienten folgende Eigenschaften haben, wie man sie von Korrelationskoeffizienten kennt: (a) $-1 \leq \text{Koeff}(X, Y) \leq 1$, (b) $\text{Koeff}(X, X) = 1$, (c) $\text{Koeff}(X, -X) = -1$, (d) $\text{Koeff}(X, Y) = \text{Koeff}(Y, X)$ und (e) wenn $\text{Koeff}(X, Y) = 1$, dann ist $\text{Koeff}(X, Z) = \text{Koeff}(Y, Z)$. Für die weitergehende Analyse sehr wichtig ist insbesondere aber der Nachweis von *Zegers und Ten Berge*, daß Matrizen solcher (nicht gemischten) Koeffizienten die Eigenschaft haben, *gramsch* zu sein, d.h. die durch sie in Beziehung gesetzten Objekte (Variablen bzw. Strukturen) können in euklidischen Räumen repräsentiert werden. Liegt also z.B. für eine Lehrergruppe ein ganzer Satz von Korrelationsmatrizen für vergleichbare Ratings vor, so können zwischen diesen paarweise kophenetische Identitätskoeffizienten berechnet werden. Man kann dann z.B. die resultierende Matrix einer Hauptkomponentenanalyse unterziehen oder nach einer Transformation:

$\text{Dist}(X, Y) = (1 - \text{Koeff}(X, Y))^{1/2}$ eine metrische MDS vornehmen. Solche Matrizen sollen allerdings erst im nächsten Abschnitt betrachtet werden. Für das hier zur Debatte stehende Problem ist zunächst festzuhalten, daß mit dem kophenetischen Identitätskoeffizienten ein sinnvolles, normiertes Maß zur Beurteilung der inneren Konsistenz individuell erfaßter impliziter Theorien vorliegt.

Eine weitere Argumentationslinie betrifft das Splitting-Verfahren bei *Schmidt/van Buer/Reising* (1986). Zwar sind Halbierungstechniken hinsichtlich der Variablen aus der klassischen Testtheorie und hinsichtlich der Beobachtungswiederholungen aus der Theorie der Kreuzvalidierung seit langem etabliert. Bezogen auf die zu Beginn dieses Abschnitts charakterisierte, komplexe inhaltlich-statistische Konsistenzproblematik aber ist dieses Vorgehen ergänzungsbedürftig, wenngleich diese Kritik die Autoren nicht trifft, da sie keinen umfassenden Anspruch erhoben, sondern lediglich einen notwendigen Check durchgeführt haben. Einfachen Halbierungsansätzen nämlich unterliegt für die hier gegebene Datensituation nicht von vornherein ein statistisches Konzept, welches den Problemen der Einschätzung der Homogenität des Beurteilungssystems und der gerade gegebenen Schülerzusammensetzung (s.o.) Rechnung trägt. Außerdem scheint die Halbierung angesichts der statistisch gesehen relativ geringen Anzahl der Schüler einer Klasse kritisch zu sein.

Um uns diesen Aspekten der Problematik konstruktiv zu nähern, wird hier auf eine neu entwickelte Strategie zurückgegriffen, die eine Beurteilung der Stabilitätseigenschaften von Schätzungen beliebiger statistischer Kenngrößen aus den Stich-

probendaten gestattet: das Bootstrapping (Efron 1982; Diaconis/Efron 1983). Grundlage dieser nicht-parametrischen Methode ist die durchaus kritisierbare Annahme, daß die unbekannte, eventuell multivariate Populationsverteilung durch die empirische Verteilung in den Daten ersetzt werden kann. Zur rechenintensiven Konstruktion der approximativen Stichprobenverteilung der jeweiligen Statistik und zugehöriger Vertrauensintervalle werden aus den Daten wiederholt Zufallsstichproben mit Zurücklegen gezogen (Bootstrap-Samples), welche den gleichen Umfang wie die empirische Stichprobe haben. Für jedes dieser Samples kann der interessierende statistische Kennwert berechnet und so die zugehörige Stichprobenverteilung sukzessive aufgebaut werden. Dieses Vorgehen konnte nicht nur theoretisch begründet werden, es führt auch, z.B. im seltenen parametrischen Fall, zu denselben asymptotischen Resultaten wie klassische Methoden, erweist sich bisher ansonsten aber als überlegen. Dies konnten Freedman/Peters (1984) für Regressionskoeffizienten, Lunneborg (1985 a/b) für Maße erklärter Varianz und Chatterjee (1984) für verschiedene faktoranalytische Kenngrößen zeigen. Im Zusammenhang mit der Kreuzvalidierung gilt dies auch für den Vergleich mit anderen Aufteilungs- oder Resampling-Plänen, z.B. der Halbierung (s.o.; Efron 1982). Die besondere Attraktivität, aber auch gewisse Gefahren des mächtigen Bootstrapping-Ansatzes liegen in seiner Flexibilität. Für nahezu beliebige komplexe statistische Kenngrößen können mit relativ wenig Aufwand auch auf Kleincomputern zugehörige approximative Stichprobenverteilungen erstellt werden, deren theoretische Eigenschaften gar nicht oder nur mit größter Mühe mathematisch-analytisch angebar sind.

Die Prüfung der inneren Konsistenz individuell erhobener impliziter Theorien von Lehrern über die Persönlichkeitseigenschaften ihrer Schüler führt nun die theoretischen Ergebnisse und Verfahrensvorschläge von Zegers/ten Berge (1985) und Efron (1982) auf einer weiteren Stufe zusammen. Dabei wurde für jeden lehrerindividuellen Datensatz wie folgt vorgegangen: Die den Bootstrap-Samples zugehörigen Korrelationsmatrizen bzgl. der Skalen werden jeweils mittels kophenetischem Identitätskoeffizienten mit der ursprünglichen empirischen Korrelationsmatrix auf strukturelle Übereinstimmung beurteilt (Strategie 1). Unabhängig voneinander werden jeweils zwei Bootstrap-Samples gebildet und deren zugehörige Korrelationsmatrizen auf strukturelle Übereinstimmung beurteilt (Strategie 2). Für jede dieser Vorgehensweisen werden pro Lehrer 201 Wiederholungen des Bootstrap-Samplings als ausreichend angesehen (vgl. Lunneborg 1985 a/b). Die so entstehenden gesamten Stichprobenverteilungen der Identitätskoeffizienten mit ihren zugehörigen Kenngrößen und Vertrauensintervallen dienen dann als Grundlage für die Beurteilung der inneren Konsistenz. Da die Strategie 2 wegen ihrer konzeptuellen Nähe zur Kreuzvalidierung (methoden-) kritischer ist, werden deren Ergebnisse in Tabelle 1 ausführlicher dargestellt (Spalten 2 bis 12), während für die Ergebnisse der Strategie 1 nur die Mediane der Verteilungen angegeben werden (letzte Spalte).

Der Darstellungsmodus der Bootstrap-Verteilungen der Identitätskoeffizienten für jeden der 36 Lehrer in Tabelle 1 bildet einen Kompromiß zwischen den von der

Tabelle 1: Kennwerte der *Bootstrap-Verteilungen* von Identitätskoeffizienten ($\times 1000$) zur Beurteilung der inneren Konsistenz der Strukturermassung impliziter Theorien einzelner Lehrer über Persönlichkeitseigenschaften ihrer Schüler. (Die Verteilungskennwerte in der obersten Zeile bezeichnen untere (= l) und obere (= h) Intervallgrenzen; 'H' steht für 'Hinges', 'E' für 'Eight'. 'Tiefe' bezeichnet den Rang des jeweiligen Wertes im Bootstrap-Sample nach Sortierung.) Weitere Erläuterungen siehe Text.

| Kennwerte Tiefe | Min | 99% _l | 95% _l | E _l (~75%) | H _l (~Q ₁) (~50%) | Median | H _h (~Q ₃) (~50%) | E _h (~75%) | 95% _h | 99% _h | Max | N | Median | Median |
|--------------------|-----|------------------|------------------|--------------------------|---|--------|---|--------------------------|------------------|------------------|-----|----|-------------------|------------------|
| | 1 | 2 | 6 | 26 | 51 | 101 | 151 | 176 | 196 | 200 | 201 | | Zufalls- daten | Strate- gie 1 |
| Nr. 1 | 431 | 455 | 513 | 650 | 701 | 778 | 833 | 881 | 940 | 949 | 953 | 12 | 578 | 877 |
| 2 | 208 | 337 | 403 | 535 | 601 | 682 | 788 | 853 | 908 | 921 | 958 | 14 | 552 | 824 |
| 3 | 533 | 576 | 675 | 742 | 797 | 860 | 902 | 929 | 955 | 969 | 979 | 18 | 527 | 926 |
| 4 | 201 | 330 | 451 | 611 | 685 | 792 | 865 | 913 | 953 | 974 | 984 | 14 | 538 | 887 |
| 5 | 431 | 553 | 628 | 684 | 734 | 798 | 844 | 874 | 911 | 924 | 931 | 17 | 555 | 888 |
| 6 | 424 | 510 | 549 | 657 | 728 | 806 | 871 | 906 | 941 | 962 | 977 | 10 | 483 | 894 |
| 7 | 551 | 553 | 603 | 700 | 740 | 816 | 861 | 895 | 927 | 944 | 945 | 15 | 524 | 899 |
| 8 | 234 | 287 | 467 | 716 | 776 | 841 | 885 | 912 | 932 | 949 | 956 | 15 | 534 | 846 |
| 9 | 404 | 451 | 525 | 650 | 705 | 786 | 845 | 875 | 925 | 945 | 953 | 14 | 556 | 885 |
| 10 | 336 | 463 | 494 | 660 | 731 | 806 | 867 | 897 | 941 | 949 | 949 | 15 | 499 | 886 |
| 11 | 650 | 713 | 783 | 827 | 856 | 893 | 924 | 936 | 959 | 969 | 969 | 24 | 505 | 895 |
| 12 | 325 | 465 | 567 | 667 | 735 | 818 | 890 | 923 | 951 | 968 | 968 | 13 | 500 | 906 |
| 13 | 234 | 278 | 639 | 735 | 776 | 846 | 893 | 920 | 946 | 961 | 968 | 16 | 490 | 917 |
| 14 | 636 | 682 | 709 | 803 | 830 | 888 | 921 | 940 | 965 | 972 | 980 | 13 | 537 | 944 |
| 15 | 447 | 466 | 550 | 660 | 708 | 778 | 836 | 867 | 913 | 932 | 952 | 18 | 508 | 873 |
| 16 | 538 | 589 | 637 | 715 | 784 | 847 | 885 | 914 | 937 | 950 | 957 | 26 | 519 | 918 |
| 17 | 547 | 638 | 699 | 791 | 825 | 873 | 906 | 917 | 952 | 958 | 966 | 25 | 507 | 939 |
| 18 | 676 | 728 | 769 | 814 | 839 | 881 | 917 | 936 | 952 | 961 | 961 | 24 | 527 | 941 |
| 19 | 368 | 496 | 573 | 705 | 750 | 817 | 871 | 893 | 920 | 954 | 957 | 29 | 538 | 902 |
| 20 | 535 | 635 | 691 | 745 | 790 | 834 | 885 | 910 | 933 | 961 | 981 | 22 | 519 | 911 |
| 21 | 689 | 741 | 788 | 843 | 872 | 900 | 923 | 939 | 953 | 963 | 963 | 36 | 491 | 948 |
| 22 | 789 | 814 | 831 | 869 | 885 | 910 | 936 | 948 | 960 | 969 | 979 | 36 | 506 | 957 |
| 23 | 630 | 750 | 784 | 849 | 871 | 905 | 928 | 938 | 954 | 959 | 963 | 25 | 539 | 952 |
| 24 | 447 | 535 | 696 | 795 | 828 | 873 | 904 | 918 | 948 | 954 | 959 | 21 | 505 | 934 |
| 25 | 699 | 709 | 726 | 796 | 832 | 873 | 907 | 926 | 951 | 963 | 967 | 23 | 493 | 934 |
| 26 | 615 | 627 | 678 | 758 | 803 | 869 | 908 | 929 | 959 | 970 | 973 | 22 | 531 | 935 |
| 27 | 592 | 606 | 661 | 744 | 784 | 827 | 872 | 899 | 936 | 943 | 955 | 22 | 566 | 909 |
| 28 | 678 | 683 | 757 | 813 | 853 | 887 | 921 | 932 | 955 | 959 | 962 | 37 | 532 | 945 |
| 29 | 614 | 621 | 669 | 723 | 768 | 822 | 858 | 876 | 910 | 928 | 931 | 25 | 529 | 899 |
| 30 | 742 | 753 | 782 | 840 | 873 | 907 | 932 | 948 | 960 | 967 | 967 | 37 | 491 | 951 |
| 31 | 696 | 728 | 778 | 832 | 866 | 895 | 926 | 940 | 956 | 958 | 958 | 31 | 547 | 945 |
| 32 | 520 | 597 | 643 | 730 | 768 | 839 | 884 | 913 | 937 | 954 | 970 | 21 | 543 | 906 |
| 33 | 602 | 636 | 690 | 792 | 815 | 855 | 882 | 904 | 922 | 937 | 950 | 35 | 546 | 926 |
| 34 | 572 | 606 | 686 | 801 | 833 | 885 | 918 | 930 | 958 | 968 | 975 | 27 | 502 | 941 |
| 35 | 725 | 727 | 744 | 804 | 842 | 880 | 911 | 930 | 954 | 967 | 973 | 30 | 537 | 938 |
| 36 | 743 | 747 | 814 | 882 | 906 | 929 | 947 | 957 | 968 | 977 | 978 | 28 | 501 | 970 |

exploratorischen Datenanalyse favorisierten 'Letter-Values' (vgl. Lunneborg 1985b, Velleman/Hoaglin 1981, S. 41 ff.) und traditionellen Ansprüchen nach den hier nur eingeschränkt brauchbaren Grenzen der 95 %- und 99 %-Vertrauensintervalle.

Als globales Ergebnis lohnt es sich, folgendes festzustellen: (a) Die Verteilungen der Maße der inneren Konsistenz sind stark linksschief bzw. rechtssteil; sie 'drängen gegen die Decke' der oberen Grenze des Identitätskoeffizienten (= 1). (b) Die *innere Konsistenz* der individuellen Erfassung der impliziten Theorien der Lehrer ist insgesamt als *außerordentlich hoch* zu beurteilen (z.B. Spalte 7: Median). Dies gilt auch bei Klassengrößen, für die man aus herkömmlicher statistischer Perspektive von einer Erfassung der Korrelationsstruktur nicht zu sprechen wagte. (c) Im unteren Bereich der Bootstrap-Verteilungen (z.B. Spalte 2: Minimum) gibt es für einige wenige Lehrer 'Ausfälle' (z.B. bei Lehrer 13, aber auch bei den Lehrern 2, 4, 8, 12 oder 24). Für diese Fälle wäre eine Exploration der Zusammensetzung der entsprechenden Bootstrapping-Samples heuristisch wertvoll, um eventuelle Inhomogenitäten des Beurteilungssystems oder der Schülerzusammensetzung festzustellen. (Zu Zwecken reiner Illustration dient schließlich die vorletzte Spalte der Tabelle 1. Sie zeigt auf, daß für lehrerindividuelle Datenmatrizen *ohne* Kovariationsstruktur, die technisch durch spalteninterne zufällige Permutationen der Da-

ten gewonnen werden (Oldenbürger 1986b), keineswegs solch hohe innere Konsistenzen zu erwarten sind.)

Schließlich bleibt für die in diesem Abschnitt präsentierte Methodologie festzustellen, daß sie zur Prüfung der Erfassungstabilität *beliebiger* Korrelationsstrukturen eingesetzt werden kann. Zum hier diskutierten Gegenstand kann gesagt werden, daß die klassenbezogene lehrerindividuelle Erfassung impliziter Theorien über Schülereigenschaften die für weitere Analysen notwendige Konsistenzbedingung erfüllt.

Prüfung der Abhängigkeit der lehrerindividuellen Struktur impliziter Theorien von Person- und Kontextvariablen

Der Rückgriff auf die oben umrissenen theoretischen und methodologischen Begriffe und das zuletzt beschriebene empirische Resultat gestatten nun, eine weitere Ebene der Analyse strukturrepräsentierender Proximitätsmatrizen exemplarisch darzustellen. Diese ist theoretisch und inhaltlich von Bedeutung, da sie die *Untersuchung kognitiver Strukturen im Entstehungs- und Wirkungszusammenhang* mit weiteren Variablen bzw. Variablensystemen oder weiteren kognitiven Strukturen in den Blick nimmt. Außerdem wird die Möglichkeit entsprechender statistischer Hypothesenprüfungen eröffnet.

Um das Vorgehen an einem Beispiel nachvollziehbar zu machen, wird auf die oben beschriebenen Daten von *Tscherner* (1974) zurückgegriffen. Ausgangspunkt der Untersuchung ist der für 36 Lehrer zur Verfügung stehende Satz von Korrelationsmatrizen. Diese sollen jeweils die Struktur der klassenbezogenen impliziten Theorie des Lehrers über Schülereigenschaften widerspiegeln. Zur Beantwortung der inhaltlichen Frage nach dem Zusammenhang dieser Strukturen mit Lehrermerkmalen, mit Charakteristika des schulischen Kontextes und mit Merkmalen der Klassen, deren Schüler beurteilt wurden, müssen die in unterschiedlicher Form vorliegenden Informationen zunächst in *vergleichbare Datenstrukturen* überführt werden. Dabei ist zu beachten, daß die notwendigen Transformationen möglichst ohne Informationsverlust oder -verzerrung vorgenommen werden.

Dies kann im vorliegenden konkreten Beispiel relativ einfach geleistet werden, da informationserhaltende Transformationen in *Distanzmatrizen zwischen den Lehrern* zur Verfügung stehen: (a) Die lehrerindividuellen Korrelationsmatrizen können meßtheoretisch begründet (s.o.) durch paarweise Berechnung von kophenetischen Identitätskoeffizienten und deren Transformation in Distanzen in eine (36×36) -Matrix überführt werden (s.o.; *Zegers/ten Berge* 1985). (b) Für nominalskalierte Variablen, wie z.B. Geschlecht oder Schulart, zeigt die entsprechende Eintragung einer Distanzmatrix lediglich an, ob das jeweilige Lehrerpaar verschiedenen ($= 1$) oder gleichen ($= 0$) Nominalklassen angehört. (c) Für intervall- oder verhältnisskalierte Variablen, wie z.B. Dienstjahre oder Schülerzahl, können die paarweisen absoluten Differenzen der Ausprägungen in die Zellen einer Distanzmatrix eingetragen werden. (d) Schließlich dient die Angabe der Anzahl der unter-

schiedlichen Fächer zweier Lehrer zur Erfassung dieser Informationen in Form paarweiser Distanzen (vgl. Oldenbürger 1981a/b).

Durch geeignete Transformationen können z.B. auf diese Weise Variablen, Variablensysteme oder subjektive und implizite Theorien als spezielle kognitive Strukturen in Beziehung zueinander gesetzt werden. Für den Fall der hier erstellten Distanzmatrizen folgen wir dem Vorschlag von Leutner und Borg (1983, 1985), die diese dann durch Berechnung von kophenetischen Kongruenzkoeffizienten auf strukturelle Ähnlichkeit überprüfen. Die Grundidee dieses Vorgehens kann wie folgt erläutert werden: Stünde z.B. die Schulart, an der Lehrer unterrichten, in Zusammenhang mit der Struktur ihrer impliziten Theorien über Schülereigenschaften, so müßte deren struktureller Unterschied (Distanz) zwischen Lehrern verschiedener Schulart höher sein als für Lehrer gleicher Schulart. Die kophenetische Kongruenz zwischen der (36×36) -Distanzmatrix zu den Schularten und der Distanzmatrix zu den impliziten Theorien wäre dann global hoch positiv.

Tabelle 2: Assoziationsmaße ($\times 1000$) zwischen lehrerbezogenen Person- und Kontextvariablen sowie der Struktur ihrer impliziten Theorien – linke untere Dreiecksmatrix (obere Zeilen: kophenetische Kongruenzmaße, untere Zeilen: kophenetische Korrelationen); deren Z-Werte in den zugehörigen Prüfverteilungen bei quadratischem Assignieren – rechte obere Dreiecksmatrix.

| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|---------------------------------|---|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------|
| Geschlecht | 1 | | 1.03 | 1.14 | -0.42 | -0.68 | -0.86 | 0.49 | -0.64 |
| Alter | 2 | 567 041 | | -7.66 | -0.63 | -1.07 | 0.62 | -1.10 | 1.20 |
| Dienstjahre | 3 | 535 046 | 916 815 | | -0.36 | -1.31 | 0.64 | -1.16 | 0.93 |
| Schulart | 4 | 573 -016 | 627 -022 | 589 -012 | | 0.06 | 12.21 | 8.24 | -0.63 |
| Jahrgangsstufe | 5 | 536 -026 | 571 -073 | 518 -099 | 636 002 | | 0.80 | 1.91 | -0.67 |
| Schülerzahl | 6 | 562 -034 | 648 045 | 611 052 | 824 471 | 648 045 | | 3.00 | -0.58 |
| Fächer | 7 | 604 020 | 623 -093 | 571 -109 | 788 313 | 695 121 | 750 201 | | -0.31 |
| Struktur impliziter Theorien | 8 | 693 -025 | 777 123 | 726 107 | 805 -022 | 758 -048 | 798 -044 | 829 -027 | |

In Tabelle 2 enthalten die oberen Zeilen der Eintragungen der linken unteren Dreiecksmatrix das Gesamtergebnis bezüglich der Kongruenzkoeffizienten ($\times 1000$) für alle Paare von Distanzmatrizen. Leider hat speziell dieses hier meßtheoretisch sinnvolle kophenetische Assoziationsmaß die Eigenschaft, bei Anwendung auf Distanzmatrizen nur positive Ausprägungen aufweisen zu können. Deshalb werden hier die dem Leser vertrauteren kophenetischen Korrelationen zusätzlich angegeben (untere Zeilen). Trotz der berechtigten meßtheoretischen Kritik durch Leutner und Borg (1983; s. o.) kann zu diesem Vorgehen eine bemerkenswerte Begründung gegeben werden.

Zu diesem Zweck ist eine kurze Charakterisierung des sehr wichtigen nicht-parametrischen statistischen Paradigmas des *quadratischen Assignierens* vorzunehmen, das auch für die herkömmliche Variablenstatistik, besonders aber für die hier zur Debatte stehende Untersuchung von Strukturdaten einschlägig ist (Hubert 1985); denn diese Konzeption erlaubt eine statistische Beurteilung kophenetischer Koeffizienten zu zwei Matrizen, die wie im hier ausschließlich betrachteten Fall von Distanzmatrizen auch symmetrisch sein können. Dazu wird die Prüfverteilung eines kophenetischen Assoziationsmaßes mittels ‚Festhalten‘ der einen Matrix und zufälliger Permutation der Indizes der zweiten Matrix bei jeweils gleichzeitiger Berechnung des kophenetischen Assoziationsmaßes erstellt. Da die Zeilen und Spalten in gleicher Weise permutiert werden, bleiben bei diesem Vorgang die internen strukturellen Eigenschaften der jeweiligen Proximitätsmatrizen erhalten (z.B. Dreiecksungleichung bei Distanzmatrizen). Die Konstruktion der Verteilung durch häufige Wiederholung des Verfahrens kann approximativ durch Simulation geschehen. In der statistischen Literatur werden aber auch die ersten vier Momente der jeweiligen Stichprobenverteilungen für verschiedenste Statistiken in geschlossenen Ausdrücken angegeben. Dies erlaubt die Berechnung der empirischen Z-Werte für kophenetische Kongruenz- und Korrelationskoeffizienten (siehe obere Dreiecksmatrix in Tabelle 2; Hubert/Baker 1977). Bemerkenswert ist (s.o.), daß dieselben Z-Werte hier für alle kophenetischen Arten von Assoziationsmaßen gelten. Dies geht auf den Sachverhalt zurück, daß während der zufälligen Indexpermutation der Proximitätsmatrizen bei der Berechnung der kophenetischen Maße sich lediglich der Ausdruck $\sum XY$ ändert, während $\sum X$, $\sum Y$, $\sum X^2$ und $\sum Y^2$ konstant bleiben. Für prüfstatistische Beurteilungen erweist sich somit die hier eingesetzte Randomisierungsbasis des quadratischen Assignierens als wesentlich einfacher als das von Leutner und Borg (1983) durchgeführte, annahmenbelastetere MDS-Simulationsverfahren.

Inhaltlich liefert die Matrix der Tabelle 2 neben den trivialen Resultaten, daß Alter und Dienstjahre (2, 3), Schulart und Schülerzahl (4, 6) und Schulart und Fächer (4, 7) zusammenhängen, das brisante zentrale Ergebnis, daß die Struktur impliziter Theorien der Lehrer über Schülereigenschaften mit *keiner* der allgemein als relevant angesehenen Person- und Kontextvariablen praktisch und statistisch zusammenhängt (für die Variable ‚Schulform‘ zeigt sich dies auch bei Schmidt/van Buer/Reising 1986, S. 670)! Nach den Ergebnissen des vorigen Abschnitts dieser Arbeit ist dies eben nicht auf die mangelnde Zuverlässigkeit der Erfassung lehrerindividueller impliziter Persönlichkeitstheorien zurückführbar. Da hier also für Person- und Kontextvariablen keine interne pädagogische Spezifität der Struktur von Schülerbeurteilungen durch Lehrer ausgemacht werden kann, liegt die Frage nahe, ob überhaupt und inwiefern lehrertypische implizite Persönlichkeitstheorien konstatierbar sind.

Insofern verweist dieses empirische Resultat auf die eingangs angesprochene Notwendigkeit theoretischer Integration: Es ist nicht zu sehen, mit welchem Gewinn die Forschung zu ‚Lehrerkognitionen über Schülereigenschaften‘ von den sozialpsychologischen Theorien zur sozialen Urteilsbildung des Menschen als eigenständig abgegrenzt werden soll.

Schlußbetrachtung

Hinsichtlich der *Methodologie* der Untersuchung impliziter Persönlichkeitstheorien von Lehrern über Schüler hat diese Arbeit lediglich Aspekte der strukturbezogenen Prüfung von Aussagen diskutiert.² Neuere methodologische Ansätze der *Exploration* wurden dabei von **Deutsches Institut für Internationale** stellt sich z.B. die Frage, ob implizite Theorien durch **Korrelationsmatrizen** überhaupt angemessen abgebildet

Pädagogische Forschung

werden (z.B. van der Kloot/Kroonenberg/Bakker 1985). Dies erfordert weitere (Re-)Analysen. Hinsichtlich der theoretischen Fassung der Begriffe 'implizite und subjektive Theorien' wird hier nur der *Strukturaspekt* im Zusammenhang mit Person- und Kontextvariablen untersucht. Gerade für die Gestaltung der Erhebung in zukünftiger empirischer Forschung wird aber zunehmend der *Prozeßaspekt* dieser kognitiven Strukturen Beachtung finden müssen (z.B. Hofer 1986b). Dies erfordert aber nicht nur eine Einbindung des Gegenstandsbereichs in die aktuelle Theorienbildung (s.o.), sondern auch eine entsprechende Fortentwicklung der Methodologie.

Anmerkungen

- ¹ Ich danke den Herren *Tscherner*, *Masendorf* und *Hofer* für die freundliche Überlassung der Daten.
² Dokumentierte Listen der hier verwendeten Computerprogramme mit Beispielen sind vom Autor erhältlich.

Literatur

- Asch, S.: Forming impressions of personality. *Journal of Abnormal and Social Psychology* (1946) 41, 258–290.
- Beckmann, J., Mattenklott, A.: Theorien zur sozialen Urteilsbildung. In: *Frey, D., Irle, M.* (Hrsg.): *Theorien der Sozialpsychologie* (Band III: Motivations- und Informationsverarbeitungstheorien) Huber, Bern 1985. 211–237.
- Bender, H.: Persönlichkeitstheorien von Grundschullehrern. (Dissertation an der Erziehungswissenschaftlichen Hochschule Rheinland-Pfalz) Landau 1984.
- Bien, W.: Strukturelle Analyse – eine Teilantwort auf die Krise in der Sozialpsychologie. *Zeitschrift für Sozialpsychologie* (1986) 17, 2–17.
- Cadwell, J., Jenkins, J.: Effects of the Semantic Similarity of Items on Students Ratings of Instructors. *Journal of Educational Psychology* (1985) 77, 383–393.
- Chatterjee, S.: Variance estimation in factor analysis: An application of the bootstrap. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology* (1984) 37, 252–262.
- Diaconis, P., Efron, B.: Computer-intensive methods in statistics. *Scientific American* (1983) 5, 116–130. Deutsch: *Spektrum der Wissenschaft* (1983) 7, 56–71.
- Efron, B.: The jackknife, the bootstrap, and other resampling plans. *Society for Industrial and Applied Mathematics*, Philadelphia 1982.
- Freedman, D. A., Peters, S. C.: Bootstrapping a Regression Equation: Some Empirical Results. *Journal of the American Statistical Association* (1984) 79, 97–106.
- Gara, M. A., Rosenberg, S.: Linguistic Factors in Implicit Personality Theory. *Journal of Personality and Social Psychology* (1981) 41, 450–457.
- Gigerenzer, G.: *Messung und Modellbildung in der Psychologie*. Reinhardt, München 1981.
- Groebe, N.: *Handeln, Tun, Verhalten als Einheiten einer verstehend-erklärenden Psychologie*. Francke, Tübingen 1986.
- Groebe, N., Scheele, B.: *Argumente für eine Psychologie des reflexiven Subjekts*. Steinkopff, Darmstadt 1977.
- Hamilton, D. L. (Ed.): *Cognitive Processes in Stereotyping and Intergroup Behavior*. Lawrence Erlbaum, Hillsdale 1981.
- Herrmann, T.: *Persönlichkeitsmerkmale*. Kohlhammer, Stuttgart 1973.
- Hofer, M. (Hrsg.): *Informationsverarbeitung und Entscheidungsverhalten von Lehrern*. Urban & Schwarzenberg, München 1981. (a)
- Hofer, M.: Schülergruppierungen im Urteil und Verhalten des Lehrers. In: *Hofer, M.* (Hrsg.), 1981, 192–221. (b)
- Hofer, M. (Hrsg.): *Sozialpsychologie erzieherischen Handelns. Wie das Denken und Verhalten von Lehrern organisiert ist*. Hogrefe, Göttingen 1986. (a)

- Hofer, M.: Forming Judgements in the Classroom: How do Teachers develop Expectations of their Pupils Performances? In: Ben-Peretz, M., Bromme, R., Halkes, R. (Eds.): *Advances of Research on Teacher Thinking*. Swets & Zeitlinger B. V., Lisse 1986, 113–121. (b)
- Hubert, L. J.: Inference Procedures for the Evaluation and Comparison of Proximity Matrices. In: Felsenstein, J. (Ed.): *Numerical Taxonomy*. Springer, Berlin 1983, 209–228.
- Hubert, L. J., Baker, F. B.: The Comparison and Fitting of given Classification Schemes. *Journal of Mathematical Psychology* (1977) 16, 233–253.
- Van der Kloot, W. A., Kroonenberg, P. M., Baker, D.: Implicit Theories of Personality: Further Evidence of Extreme Response Style. *Multivariate Behavioral Research* (1985) 20, 369–387.
- Leutner, D., Borg, I.: Zufallskritische Beurteilung der Übereinstimmung von Faktor- und MDS-Konfigurationen. *Diagnostica* (1983) 29, 320–335.
- Leutner, D., Borg, I.: Zur Messung der Übereinstimmung von multidimensionalen Konfigurationen mit Indizes. *Zeitschrift für Sozialpsychologie* (1985) 16, 29–35.
- Lunneborg, C. E.: Efron's Bootstrap with Application to the Repeated Measures Design. *Multivariate Behavioral Research* (1985) 20, 161–178. (a)
- Lunneborg, C. E.: Estimating the Correlation Coefficient: The Bootstrap Approach. *Psychological Bulletin* (1985) 98, 209–215.
- Mandl, H., Huber, G. L.: Subjektive Theorien von Lehrern. *Psychologie in Erziehung und Unterricht* (1983) 30, 98–112.
- Oesterreich, R., Volpert, W.: Ein Plädoyer für die Untersuchung von Prozeßstrukturen bei der Forschung über „Sozialisation durch Arbeit“. *Zeitschrift für Sozialisationsforschung und Erziehungssoziologie* (1983) 3, 59–71.
- Oldenburger, H.-A.: Zur Konkretisierungserhebung literarischer Texte und hermeneutischer Deutungshypothesen durch Sortierung und Netzwerkbildung. In: Groeben, N. (Hrsg.): *Rezeption und Interpretation*. Narr, Tübingen 1981, 161–204. (a)
- Oldenburger, H.-A.: Methodenheuristische Überlegungen und Untersuchungen zur „Erhebung“ und Repräsentation kognitiver Strukturen. Dissertation, Göttingen 1981. (b)
- Oldenburger, H.-A.: Subjektive Theorien in Lern-Lehr-Prozessen – Mittelfristige Lösungsansätze für einige Überbrückungsprobleme. In: Gröschel, H., Müller-Gortler, G. (Hrsg.): *Schülerperspektive im Sportunterricht – Studentenperspektive im Sportlehrerstudium*. (Deutsche Vereinigung für Sportwissenschaft. dvs-protokolle Nr. 20) DVS, Clausthal-Zellerfeld 1986, 3–49. (a)
- Oldenburger, H.-A.: Does a Tendency to Group Pupils or Attributes Exist within Teachers' Cognitions/Judgments? In: Ben-Peretz, M., Bromme, R., Halkes, R. (Eds.): *Advances of Research on Teacher Thinking*. Swets & Zeitlinger B. V., Lisse 1986, 186–200. (b)
- Poor, D. D. S., Wherry, R. J.: Invariance of Multidimensional Configurations. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology* (1976) 26, 114–125.
- Scheele, B., Groeben, N.: *Die Heidelberger Struktur-Ge-Technik (SLT)*. Beltz, Weinheim 1984.
- Schmidt, A., van Buer, J., Reising, B.: Zur impliziten Persönlichkeitstheorie von Lehrern an beruflichen Schulen im allgemein-gewerblichen Bereich. *Zeitschrift für Pädagogik* (1986) 32, 661–678.
- Tscherner, K.: Untersuchungen zur Schülerbeurteilung in Abhängigkeit von impliziten Persönlichkeitsmodellen bei Lehrern. Dissertation, Dortmund 1974.
- Tscherner, K., Masendorf, F.: Analyse von Schülerbeurteilungen und Zeugnisnoten bei einzelnen Lehrern. *Psychologie in Erziehung und Unterricht* (1974) 21, 135–149.
- Upmeyer, A.: *Soziale Urteilsbildung*. Kohlhammer, Stuttgart 1985.
- Upshaw, H. S.: Output Processes in Judgment. In: Wyer, R. S. Jr., Srull, T. K. (Eds.): *Handbook of Social Cognition*. (Vol. 3) Lawrence Erlbaum, Hillsdale 1984, 237–256.
- Velleman, P. F., Hoaglin, D. C.: *Applications, Basics, and Computing of Exploratory Data Analysis*. Duxbury Press, Boston 1981.
- Zegers, F. E., ten Berge, J. M. F.: A Family of Association Coefficients for Metric Scales, *Psychometrika* (1985) 50, 17–24.

Verfasser:

Dr. Hartmut-A. Oldenburger, Dipl. Psych., Seminar für Wirtschaftspädagogik der Georg-August-Universität Göttingen, Nikolausberger Weg 9b, 3400 Göttingen